

生计资本、多样化非农生计策略与 农户清洁能源消费意愿 ——以生物天然气为例

袁俐雯^{1,2} 张俊飏^{1,3} 何可^{1,3} 赖晓敏^{2,4} 王璇^{1,21}

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070;

2. 华中农业大学 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070;

3. 华中农业大学 湖北生态文明建设研究院, 湖北 武汉 430070;

4. 武汉工程大学 法商学院, 湖北 武汉 430205)

【摘要】 基于课题组在 2017 年获得的湖北省 992 个农户微观调研数据, 以生物天然气这一清洁能源的使用为例, 探讨了生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响, 以及多样化非农生计策略在生计资本对农户清洁能源消费意愿影响中发挥的中介作用机制, 以期寻找影响农户清洁能源消费意愿的内在驱动力, 为农村能源消费转型提供一些政策启示。研究发现: (1) 生计资本中的物质资本、金融资本和自然资本是促进农户清洁能源消费意愿的主要因子。(2) 多样化非农生计策略能够在生计资本对农户消费意愿的影响中发挥部分中介作用。具体表现在自然资本较低但金融资本较高的农户, 通过选择多样化非农生计策略以提升对清洁能源的消费意愿。该中介机制在本地经营农户样本中成立, 但对在外务工农户样本中则不够显著。据此, 分别从农村清洁能源推广以及农户生计发展角度提出相关政策建议, 以加强清洁能源政策与农户生计改善的相互对接。

【关键词】 生计资本 多样化非农生计策略 清洁能源 消费意愿 中介效应

【中图分类号】: F323 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1004-8227(2022)01-0244-14

发展清洁能源是贯彻绿色发展理念的必然要求, 对优化能源结构, 提高能源利用效率具有重要促进作用。近年来我国清洁能源发展速度较快, 在能源供应结构中的占比已由 2008 年的 11.8% 上升至 2017 年的 20.8%^[1]。农村被认为是使用和发展清洁能源的重要场所, 根据 2007 年政府颁布的《中国应对气候变化国家方案》, 农村能源具有减缓气候变化能力的新使命^[2], 而以生物天

作者简介: 袁俐雯(1996~), 女, 博士研究生, 主要研究方向为农业资源与环境经济. E-mail: liwenyuen@webmail.hzau.edu.cn; 张俊飏 E-mail: zhangjb513@126.com
基金项目: 国家社会科学基金重点项目(20AZD091)

然气为主的新兴可再生能源诞生,将为清洁能源在农村地区发展注入全新活力。以农作物秸秆、畜禽粪便、生活垃圾、工业有机废水等各类城乡有机废弃物为原料,经发酵、提纯后产生的生物天然气,是一种清洁能源,兼具清洁、节能减排等功能,加之制作原料较为方便易得,其或成为替代传统薪柴能源的优质选择之一^[3]。为此,进一步推广生物天然气等清洁能源在农村地区的使用和消费,将对改善农村人居环境、打赢蓝天保卫战具有重要的现实意义。然而目前我国农村家庭仍大多面临着用能水平低、结构差、能力弱等能源贫困问题^[4],导致清洁能源在农村地区消费占比偏低^[5]。

为解决农村能源贫困,国内外学者就不同地区能源贫困成因^[6,7]、现状^[8,9]以及能源消费的时空变化^[4,10]等进行了一系列的研究工作,普遍认为要摆脱农村能源贫困,其关键措施就在于帮助农户实现能源结构的转型升级^[11],而其中之一即为改善农户对清洁能源的消费意愿。那么,究竟影响农户对清洁能源消费意愿的因素有哪些?在蔡亚庆等^[12]、彭新宇等^[13]的研究中,发现了外部的补贴政策能够正向作用于农户对沼气的消费意愿,而在仇焕广等^[14]、史清华等^[15]的分析中,则发现农户收入是推动农户用能转型、摆脱能源贫困和实现高级能源消费的关键动力。此外,还有学者从农户感知视角分析了对其清洁能源消费意愿的影响^[16]。总体而言,外部因素更多是源于政策、生态环境的冲击,而内部因素则更多来源于农户个体特征以及家庭资本禀赋的积累。

由于农户的能源消费选择是一个综合性问题,属于农户重要的生计活动之一^[17],并且生计资本与策略变化是农户能源消费模式变迁的重要驱动力,因而将其纳入农户的可持续生计分析框架中^[18],能够更为全面、科学地剖析能源消费转型过程中的内部生计驱动因素。目前,已有部分学者将研究视角转向农户生计中的能源消费问题,探究影响农户能源消费意愿的可能生计因子。如秦青等^[17]研究发现农户的生计资本决定了其对能源的消费偏好,李鑫等^[19]研究指出农户用能的多样化程度随着生计多样性水平的提高而上升。赵雪雁等^[20]则发现生计资本较多、区域条件较好的农户,其生计策略转换的灵活性较强,因而更容易选择商品能源和新能源(清洁能源)。

纵观上述研究,对农户清洁能源消费意愿的影响因素探讨已较为丰富、全面。但其一,早期研究中农村清洁能源消费的研究对象多以沼气、电力为主,而如今生物天然气已被纳入2019年第1895号《关于促进生物天然气产业化发展的指导意见》1的国家能源规划中,选择生物天然气作为农村清洁能源消费问题的研究对象将更符合时代发展的需求。其二,研究内容与农户生计发展的联系不够,仍有需要深化的空间。现有研究也仅单一考虑了农户生计资本拥有情况或生计策略转换对能源消费意愿的影响。根据可持续生计理论^[18],生计策略作为农户对自身资本进行组合的方式,是沟通生计资本禀赋与生计输出结果的重要环节,因而也是生计资本对农户清洁能源消费意愿影响中不可忽视的传导因素之一。

综上所述,本文在巩固现有研究结果的同时,试图在农户“生计资本禀赋—生计策略选择—农户清洁能源消费意愿”间建立一条有效的连接,将能源可持续与生计可持续相结合,以生物天然气为例,考察影响农户清洁能源消费意愿的内部生计驱动因素。考虑到当前非农生计多样化是我国生计策略转变的主要趋势^[21],故而在生计策略中具体选择多样化非农生计策略进行剖析。文章首先验证了生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响效果,其次引入多样化非农生计策略,补充验证了三者间可能存在的机制联系,最后分样本讨论了机制存在的异质性问题。

1 理论分析与研究假说

1.1 概念界定

1.1.1 生计资本

生计资本是衡量农户生活状况的物质与经济基础。英国国际发展部(DFID)^[18]开发的可持续生计分析框架将农户的生计资本划分为人力资本、物质资本、自然资本、金融资本与社会资本五大类。为能够全面分析不同生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响,本研究将从上述的五个维度出发,衡量农户的生计资本及其结构状态。

1.1.2 多样化非农生计策略

生计策略是指家庭凭借自身资本要素配置不同的资本,选择不同的生计活动,并创造生存所需,以便实现生计目标的行动^[22]。本文中的多样化非农生计策略是建立在农户的非农生计策略基础上,指以非农生计活动为核心的生计多元化形式,主要表现在农户外出务工、经商、家庭经营副业等多种经营策略的选择。

1.2 研究假说

1.2.1 生计资本对农户清洁能源消费意愿影响

生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响主要体现在各个资本维度上。人力资本主要反映在农户的受教育程度、劳动技能、健康状况等方面。研究表明,人力资本中的教育水平是推动农户清洁能源消费的关键因素,当农户受教育的水平得到提高时,会更多考虑能源消费的舒适性、便利性与卫生性问题^[23],从而转为使用清洁程度更高的能源,继而人力资本能够正向影响农户对清洁能源的消费意愿。物质资本主要反映农户赖以生存的固定物质资产。农户所拥有的固定物质资产越多,则环境保护支付意愿越强^[24],从而物质资本可能会正向促进农户清洁能源的消费意愿。自然资本主要反映农户实际拥有的土地等自然资源,当农户的自然资本越多,绿色消费的意愿也会随之提升^[25],换言之,自然资本能够促进农户对清洁能源的消费意愿。金融资本主要反映农户的收入水平及消费能力,结合 Douglas 等^[7]在研究发展中国家的农村能源使用时提出农村“能源阶梯(EnergyLadder)”理论,收入低的农村家庭大多使用木柴或粪便作炊事燃料,当人们收入增长时,便会一步步地跨上“能源阶梯”^[26]。因此,金融资本越高的农户意味着拥有更高的消费能力,对清洁能源的消费意愿也会随之增加。社会资本主要反映农户在实现目标过程中所能调动的人际关系等全部社会资源^[27],社会资本的提升可以增强农户对信息资源的可得性^[28],当农户对清洁能源的了解程度越高,越有可能增加能源的消费意愿。

根据以上分析,本文基于生计资本的不同类别,提出对农户清洁能源消费意愿的影响假说 H1a~H1e:

H1a:人力资本能够影响农户对清洁能源的消费意愿,并且人力资本越高,越能正向促进农户对清洁能源的消费意愿。

H1b:物质资本能够影响农户对清洁能源的消费意愿,并且物质资本越高,越能正向促进农户对清洁能源的消费意愿。

H1c:自然资本能够影响农户对清洁能源的消费意愿,并且自然资本越高,越能正向促进农户对清洁能源的消费意愿。

H1d:金融资本能够影响农户对清洁能源的消费意愿,并且金融资本越高,越能正向促进农户对清洁能源的消费意愿。

H1e:社会资本能够影响农户对清洁能源的消费意愿,并且社会资本越高,越能正向促进农户对清洁能源的消费意愿。

1.2.2 多样化非农生计策略在生计资本对农户清洁能源消费意愿影响中的中介效应

基于传统研究理论,农户属于风险规避者^[29]。由于从事传统农业生计活动的农户更容易受到自然灾害影响,因而生计多样化是他们应对生计风险、适应生活环境变化的一种重要手段。进一步地,我国农业与非农部门之间的收入差距不断扩大,诱导了农户的多样化非农生计策略的出现^[30]。除了上述源于外界环境因素的驱动,农户的生计策略选择还会受到其生计资本禀赋的影响^[31]。已有研究表明:物质资本对生计策略向涉农方向变动具有正向促进作用^[32],同时自然资本较多的农户往往更加倾向于依靠单一的农业生产活动作为其主要生计策略^[33]。当物质资本、自然资本处于较低状态时,农户会选择兼业、外出务工等多样化的非农策略以维持生计来源。与之相反的是,人力资本丰富的农户往往倾向于选择非农生计活动^[34],而金融资本和社会资本则是农户非农生计策略的催化剂,如果辅以政府相关政策的支持与帮助,将会推动农户非农生计策略的多样化^[35]。由此,本文提出生计资本

对农户多样化非农生计策略影响的假说 H2a~H2e:

H2a: 人力资本能够影响农户的多样化非农生计策略选择, 并且人力资本对农户采取多样化非农生计策略有正向促进作用。

H2b: 物质资本能够影响农户的多样化非农生计策略选择, 并且物质资本对农户采取多样化非农生计策略有负向抑制作用。

H2c: 自然资本能够影响农户的多样化非农生计策略选择, 并且自然资本对农户采取多样化非农生计策略有负向抑制作用。

H2d: 金融资本能够影响农户的多样化非农生计策略选择, 并且金融资本对农户采取多样化非农生计策略有正向促进作用。

H2e: 社会资本能够影响农户的多样化非农生计策略选择, 并且社会资本对农户采取多样化非农生计策略有正向促进作用。

作为行为决策中的一部分, 农户采取不同的生计策略会对其用能习惯和用能观念形成影响^[36]。一方面, 农户生计策略多样化程度越高, 表明农户生计来源广, 对生态环境依赖程度低^[34], 越有可能舍弃传统秸秆、薪柴的直接焚烧作为能源的初级利用方式, 转而增加消费如生物天然气等的高级清洁替代能源; 另一方面, 随着农户生计策略的非农化发展, 人口的流动使得城乡一体化进程加快, 加之乡村基础设施建设日益完善, 农户将优先考虑能源的便捷性、清洁型与高效性问题^[37], 从而增加对清洁能源的使用, 完成高质化用能的演替过程。遂即, 综合以上两个方面, 本文提出多样化非农生计策略对农户清洁能源消费意愿的影响假说 H3:

H3: 农户的多样化非农生计策略能够影响其清洁能源的消费意愿, 并且农户的多样化非农生计策略对其清洁能源消费意愿有正向促进作用。

进一步地, 根据以上分析, 农户根据自身资本拥有情况的异质性, 通过调整采取多样化非农生计策略的程度, 以适应外界环境变化, 应对可能的生计风险。而多样化非农生计策略将改变农户对资源的利用方式以及习惯, 最终达到对清洁能源使用消费意愿的提升, 完成能源转型升级的目的, 其过程如图 1 中的分析框架所展示。

综合前文中的研究假说 H1a~H1e、H2a~H2e、H3, 本文提出假说 H4:

H4: 多样化非农生计策略在生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响中发挥中介作用。

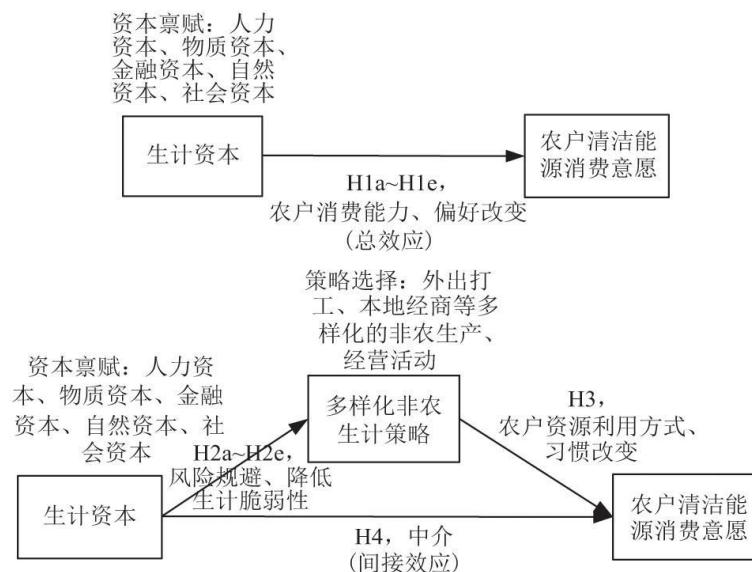


图 1 生计资本、多样化非农生计策略对农户清洁能源消费意愿影响机理的分析框架图

2 数据来源、样本特征与变量选择

2.1 数据来源与样本特征

2017 年,湖北省大力发展能源、农业、环保三位一体的循环经济,共建设特大型生物天然气工程 5 处,为农户清洁能源的使用提供了前提。文章所使用的全部数据即来源于课题组 2017 年 7~8 月于湖北省内的农户调研数据,结合湖北省生物天然气的建设情况,调研地点选取在武汉、荆州、黄冈、天门以及随州市 5 个生物天然气重点建设区域。每个地域随机选取 2~4 个乡镇,每个乡镇再随机抽取 1~3 个样本村落,累计覆盖 16 个乡镇 33 个村落,并根据村落的人口密集程度,按相应数额比例在各村落发放 20~40 不等的问卷数量。调查问卷的具体内容包括:基本情况、绿色低碳生产技术与管理、社会互动与环境认知、市场建设、畜禽粪便等 5 个部分等。本次调查共获取问卷 1116 份,剔除信息缺失、前后问题回答矛盾的无效问卷后,最终获得适用于本研究的有效问卷 992 份。

表 1 中统计了本次接受问卷调查样本农户的一些基本情况。在受访者中,以男性比例居多,占样本总数的 55.54%,且 60 岁以上的农户样本量最多,占据样本整体的 48.08%。近年来,农村人口老龄化、乡村空心化现象随着城市化进程的加速有了不断扩张的趋势,表现为大量的农村青年劳动力向城市转移。2017 年全省乡村人口相比于 2016 年减少了 63.7 万人,人口老龄化程度明显,高出全国平均水平 1.47 个百分点²,证实了本次调查的情况与实际情况基本吻合。此外,受访农户的受教育水平较高,表现在受教育程度在 6~9 年的农户样本占比超过半数(55.34%),但家中有党员或干部的农户只占样本总量的 27.32%。农户的家庭年收入大部分(74.09%)集中在 1~10 万元区间,平均水平为 7.13 万元,平均每个家庭拥有总人口数为 5 人,随即计算得到的人均年收入水平为 1.43 万元,与 2017 年湖北省农村常住居民人均可支配收入 1.38 万元²相差不大,可以认为受访样本的选择是具有代表性的。

表 1 样本农户基本情况

指标名称	类别	样本量	比例 (%)	指标名称	类别	样本量	比例 (%)
性别	男	551	55.54	家中是否有党员或干部	是	271	27.32
	女	441	44.46		否	721	72.68
年龄	20 岁以下	1	0.00	家庭总人口	4 人以下	365	36.79
	20~40 岁	38	0.04		4~8 人	553	55.75
	40~60 岁	476	47.98		8~12 人	68	6.86
	60 岁以上	477	48.08		12 人以上	6	0.60
受教育程度	未受过教育	162	16.33	家庭年收入	1 万以下	94	9.48
	1~6 年	206	20.77		1~5 万	375	37.80
	6~9 年	549	55.34		5~10 万	360	36.29
	9~12 年	63	6.35		10~15 万	107	10.79
	12 年以上	12	1.21		15 万以上	56	5.64

2.2 变量选择

2.2.1 能源消费意愿变量

调查问卷中设置了以下情景：假如目前有一项这样的计划，以村为单位、以畜禽粪便等农业废弃物为主要原料、以农村居民为主要服务对象，开展生物天然气工程建设。通过询问农户“在生物天然气工程建设完毕后，您的家庭是否愿意为使用‘生物天然气’这一清洁能源而支付一定的供气费？”以此了解农户对以生物天然气为例的清洁能源消费意愿。

2.2.2 生计资本变量

生计资本由人力资本、物质资本、自然资本、金融资本与社会资本构成，每项生计资本的计算方式将参考 Sharp 等^[38]开展的关于生计资本的量化研究，选取合适评价指标，并根据熵值法确定指标间的权重比例，进而综合评估每项资本的得分情况。人力资本是个人所拥有并能用于谋生的知识、技能以及劳动力数量等^[39]，本文据此选取受访者教育程度、受访者健康程度和家庭劳动力数占家庭总人口比这 3 个指标来描述农户的人力资本。物质资本是指个人生产生活的公共场所以及用于生产生活的工具设施，考虑到物质资本形式的多样化问题，为消除不同物质资本统计量纲的影响，参考苏芳等^[33]、袁梁等^[40]的研究，本文选取农户对最近集市或市场、家庭固定宽带网络以及最近公路距离的满意程度以描述农户的物质资本。自然资本是能够维持生计的土地、水等自然资源，鉴于样本分布在内陆地区，农户拥有的自然资本多为土地资源，因而本文选取土地面积、土壤肥力情况、排灌条件来描述农户的自然资本。金融资本是生产生活中可以支配的现金或获得的贷款，本文选取农户的年家庭收入以及储蓄存款情况，并结合问卷设置的两个家庭经济条件自评问题“您家的经济条件和村庄其他人相比？”“与 3 年前相比，您的家庭经济条件变化情况如何？”以此共同描述农户的金融资本。社会资本是个人为追求生计目标而利用到的社会资源，包含社会参与、社会网络、社会信任以及社会声望四个维度^[41]，4 个维度的变量选取则主要根据问卷中农户的主观自评信息。其中社会参与以“近三年，对本村集体事务的决策，您是否对此发表过看法或提出过建议？”，社会网络以“您与家庭成员、亲朋好友、邻里乡亲、村干部组织的平均打交道频率”，社会信任以“您对家庭成员、亲朋好友、邻里乡亲、村干部组织的平均信任程度”，社会声望以“我很重视村里各种文明卫生示范户、清洁农户等评选活动”的问题评价结果，以此共同描述社会资本。各生计资本指标最终的熵值权重如表 2 所展示。

2.2.3 多样化非农生计策略变量

国外学者 Scoones^[42]认为农户生计策略的多样化即表现在非农生产方面，如外出打工、从事副业、经商等^[43]。国内也有许多学者就农户生计多样化展开探讨，主要采用“生计多样化指数”，即农户从事生计活动的种类数来衡量生计策略的多样化程度^[44, 45]。综合借鉴以上，本文提出“非农生计多样化指数”指标，定义为除农业生产外农户从事的生计活动种类数，用于描述农户的多样化非农生计策略。同时，利用问卷中对农户是否存在兼业情况以及兼业种类的考察，当农户仅从事农业生产未曾兼业，即赋值为 0；当农户兼业，则将农户从事的每项非农生计活动 3 赋值为 1，对其加总后的得分即为最终非农生计多样化指数，指数得分越高代表农户采取多样化非农生计策略的程度越高。

2.2.4 控制变量

农户的能源消费偏好会受到个体、家庭内部以及外部环境因素的多重影响^[46]，结合上述观点，文章从内部影响因素出发，分别选择了农户的年龄、性别作为表达农户个体的特征因素，选择家庭成员的党员身份作为表达农户家庭的特征因素。与此同时，考虑到外部环境对农户清洁能源消费意愿的影响，由于村庄的环境建设和区位条件可能影响农户对清洁能源的可获得性，因此选择农户所在村庄的村规民约、地形情况作为表达外部环境的特征因素。

各个变量的指标、含义、赋值及基本描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量指标、含义、赋值及基本描述性统计

变量名称		指标、含义及赋值	均值	标准差	熵值计算 权重
农户清洁能源消费意愿		在生物天然气工程建设完毕后，您的家庭是否愿意为使用“生物天然气这一清洁能源”而支付一定的供气费？否=0，是=1	0.469	0.499	—
生计资本	人力资本	受教育程度，受访者受教育年限(年)	5.757	3.534	0.674
		健康程度，受访者健康程度：很差=1，较差=2，一般=3，较好=4，很好=5	3.543	1.023	0.119
		家庭劳动力占比，家庭劳动力数占家庭总人口数比	0.635	0.236	0.207
	物质资本	最近镇集或市场的满意程度：非常不满意=1，不太满意=2，一般=3，比较满意=4，非常满意=5	3.828	0.750	0.399
		家庭固定宽带网络的满意程度：非常不满意=1，不太满意=2，一般=3，比较满意=4，非常满意=5	4.000	0.632	0.271
		最近公路距离的满意程度：非常不满意=1，不太满意=2，一般=3，比较满意=4，非常满意=5	3.896	0.693	0.330
	自然资本	经营土地面积，受访者家中拥有土地面积(亩)	8.466	9.203	0.480
		土壤肥力情况：非常差=1，比较差=2，一般=3，比较好=4，非常好=5	3.058	0.806	0.108
		土壤排灌条件：非常差=1，比较差=2，一般=3，比较好=4，非常好=5	2.494	1.088	0.412
	金融资本	家庭年收入情况，受访者家庭年收入(万元)	9.860	71.436	0.666
		家庭储蓄存款情况，您家是否有储蓄存款？否=0，是=1	0.697	0.460	0.151
		家庭经济条件自评，您家的经济条件和村庄其他人相比？较差=1，差不多=2，较好=3	1.880	0.591	0.134
		家庭经济条件自评，您家的经济条件和村庄其他人相比？较差=1，差不多=2，较好=3	2.542	0.626	0.049
	社会资本	社会参与，近三年，对本村集体事务的决策，您是否对此发表过看法或提出过建议？是=1，否=0	0.328	0.469	0.142
		社会网络，您与家庭成员、亲朋好友、邻里乡亲、村干部组织的平均打交道频率：非常少=1，比较少=2，一般=3，比较多=4，非常多=5	3.472	0.515	0.121
		社会信任，您对家庭成员、亲朋好友、邻里乡亲、村干部组织的平均信任程度：非常不信任=1，不太信任=2，一般=3，比较信任=4，非常信任=5	3.598	0.564	0.110
		社会声望，我很重视村里各种“文明卫生示范户”“清洁农户”等评选活动：完全不同意=1，不太同意=2，一般=3，比较同意=4，完全同意=5	3.014	1.145	0.627

多样化非 农生计策 略	非农生计多 样化指数	除农业生产外农户从事的生计活动种类数	1.231	0.024	—
控制变量	年龄	受访农户实际年龄(岁)	58.000	10.000	—
	性别	受访农户性别：女=0,男=1	0.556	0.497	—
	党员身份	受访农户家中是否有党员、村干部?否=0,是=1	0.273	0.446	—
	村规民约 【注文 3】	农户所在村庄是否具有村规民约?否=0,是=1	0.751	0.433	—
	村庄地形 【注文 4】	农户所在村庄地形：以丘陵为对照组，丘陵=0,平原=1	0.590	0.492	—

3 生计资本、多样化非农生计策略对农户清洁能源消费意愿的影响

3.1 模型构建

根据前文中的文献整理以及理论分析，第一步为构建生计资本变量对农户清洁能源消费意愿的回归模型，以此检验生计资本对农户清洁能源消费意愿影响的总效应，其影响关系的表达式为：

$$Y_i = cX_i + \beta_1Z_i + \alpha_{1i} \tag{1}$$

式中：Y_i表示农户 i 对清洁能源消费意愿；X_i表示农户 i 在各维度的生计资本集合(包括人力、物质、金融、社会和自然资本 5 大维度)；Z_i表示控制变量的集合；α_{1i}为该回归的残差项。

第二步为构建生计资本变量对多样化非农生计策略的回归模型，以此检验不同生计资本维度对农户采取多样化非农生计策略程度的影响，其影响关系的表达式为：

$$M_i = aX_i + \beta_2Z_i + \alpha_{2i} \tag{2}$$

式中：M_i表示农户 i 的多样化非农生计指数，代表农户采取多样化非农生计策略的程度；α_{2i}为该回归的残差项，其余变量定义与(1)中一致。

第三步为构建多样化非农生计策略对农户清洁能源消费意愿的回归模型，除检验二者间的相关性外，并需要同时检验多样化非农生计策略的中介传导机制是否存在，因而其表达式为：

$$Y_i = c'X_i + bM_i + \beta_3Z_i + \alpha_{3i} \tag{3}$$

式中： α_{3i} 为该回归的残差项，其余变量定义与 (1) 中一致。

借鉴温忠麟等^[47]关于中介效应检验的相关研究，方程回归结果中回归系数 c 显著是中介效应存在的前提条件，在此基础上，当回归系数 a 与 b 均显著，则中介效应存在，若在此基础上回归系数 c' 显著，则为部分中介效应，否则即为完全中介效应。

特别地，在模型 (1) 和模型 (3) 中，考虑到被解释变量 Y_i 属于二分类变量，适用于转化为概率模型估计，因而本文采用二元 Logistic 模型。同时模型 (2) 中，考虑到被解释变量 M_i 属于定类且有序变量，适用 Ordinal Logistic 模型进行估计，但在此之前需对模型进行平行性检验以判断是否符合模型使用条件。

3.2 回归结果与分析

进行各个模型回归前，首先对模型涉及的变量进行共线性诊断。估计结果表明，变量间的方差膨胀因子 (VIF) 最大值为 1.36，平均值为 1.13，远低于 10 的临界值，可以判定本研究中变量间的共线程度在合理范围内。

3.2.1 生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响

表 3 中的回归 1 检验了农户生计资本对其消费意愿的影响，即验证了“生计资本→农户清洁能源消费意愿”的回归路径。物质资本在 5% 的显著性水平下正向显著，金融资本与自然资本在 1% 的统计水平上正向显著，而人力资本与社会资本却未能显著影响农户对清洁能源的消费意愿，说明物质资本、金融资本与自然资本是促进农户清洁能源消费意愿的主要生计资本因子。由此证实了前文中假说 H1b、H1c、H1d，但假说 H1a、H1e 未能成立，继而排除人力资本、社会资本对农户清洁能源消费意愿的影响路径。

物质资本、金融资本越高的农户，通常表现为家中收入水平较高，拥有固定资产、耐用消费品的比重增大，生活质量的提升使其对清洁能源的消费需求也随之增加^[19]，这与王效华等^[48]对江苏扬中农村家庭生活用能研究以及 Peng 等^[49]在同样针对湖北地区农村生活用能问题的研究中得到的结论相吻合。此外，自然资本正向显著的原因则可能是生物天然气制作原材料以农作物秸秆等有机废弃物为主，耕地面积较多的农户采集薪柴、秸秆等获取难度较低^[17]，因而对消费经加工处理后产生的二次制品生物天然气意愿更高。而人力资本、社会资本的不显著与汪海波等^[50]在河南开封和三门峡市对同样为清洁能源的农村沼气采纳影响因素调研中得到的结果相类似，该研究发现农户的教育水平 (对应本文中人力资本) 以及社交能力 (对应本文中社会资本) 对其是否采纳沼气无明显影响。

3.2.2 多样化非农生计策略的中介作用

表 3 中回归 2 为生计资本对多样化非农生计策略选择影响的回归结果，验证了“生计资本→多样化非农生计策略”的回归路径。生计资本中，人力资本与自然资本在 1% 的统计水平上负向显著，金融资本与社会资本在 5% 的统计水平上正向显著，而物质资本却不显著，假说 H2c、H2d、H2e 成立，而 H2a、H2b 未能成立，继而排除物质资本对多样化非农生计策略的影响路径。表 3 中回归 3 为多样化生计策略选择对农户清洁能源消费意愿影响的回归结果，验证了“多样化非农生计策略→农户清洁能源消费意愿”的回归路径。核心解释变量多样化非农生计策略在 5% 的统计水平上正向显著，与此同时，生计资本项目中的金融资本以及自然资本表现为 1% 的统计水平上正向显著，物质资本则表现为 5% 的统计水平上正向显著。该结果说明在控制了其他影响因素后，农户的多样化非农生计策略可以显著影响其对清洁能源的消费意愿。继而，假说 H3 得到证实。具体表现为当非农生计的多样化指数越高，即农户采取多样化非农生计策略的程度越大，其对清洁能源的消费意愿也随之得到提升。

进一步根据中介效应的判定标准，并综合上述路径回归结果，最终只有自然资本与金融资本完整通过了“生计资本→多样化非农生计策略→农户清洁能源消费意愿”的中介路径检验，表现为存在以多样化非农生计策略为中介变量的影响机制，使得

自然资本较低、金融资本较高的农户通过采取多样化非农生计策略，提升非农生计的多样化水平，进一步有效帮助其增强对清洁能源的消费意愿，实现能源消费转型升级。多样化非农生计策略在生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响中能够起到中介作用，且为部分中介效应，假说 H4 成立。

表 3 生计资本、多样化非农生计策略对农户清洁能源消费意愿的影响

变量名称		回归 1	回归 2【注文 5】	回归 3
		消费意愿	多样化非农生计策略	消费意愿
生计资本	人力资本	-0.252 (0.530)	-0.489*** (0.185)	-0.115 (0.538)
	物质资本	1.060** (0.494)	0.022 (0.172)	1.091** (0.502)
	金融资本	5.440*** (0.791)	0.675** (0.266)	5.371*** (0.801)
	社会资本	0.076 (0.372)	0.284** (0.131)	0.004 (0.376)
	自然资本	2.038*** (0.556)	-0.868*** (0.196)	2.234*** (0.574)
多样化非农生计策略	非农生计多样化指数	—	—	0.255** (0.093)
控制变量		已控制	已控制	已控制
常数项		-2.820*** (0.684)	1.474*** (0.236)	-3.253*** (0.710)
观测值 PseudoR ²		9920.088	9920.053	9920.093

注：*、**、***分别表示在显著性水平为 10%、5%和 1%下的显著性情况，括号内为系数标准误。

3.3 回归结果的稳健性检验

进一步，文章分别选择消除样本异常值的 Winsorize 方法^[51]以及替换计量模型方法对回归结果进行稳健性检验。具体操作为：在 Winsorize 方法中，对所有解释变量中的连续变量数据进行 1%和 99%分位数外样本的删除处理，并就处理后的数据进行中介效应的方程组回归；在替换计量模型的方法中，使用 Probit 模型替换原模型中的 Logit 模型进行中介效应的方程组回归。结果显示，与表 3 中的回归结果相比，表 4 中相关解释变量显著性与影响方向并没有因此而发生改变。遂即证实了原计量模型的稳健性，即得到的分析结果是可靠的。

3.4 中介效应的异质性分析

研究进一步考虑农户主要的生计活动地点，将农户样本划分为本地经营和在外务工两种类型，探讨样本异质性对中介效应的影响——以多样化非农生计策略为中介的效应是否在本地经营与外地务工的样本农户中同时成立?表 5 中汇报了分农户样本进行中介效应回归的结果，数据显示，多样化非农生计策略的中介效应仅在选择本地经营的农户样本中成立，而对选择在外务工的样本农户中无明显影响。可能的解释是外出务工会使人们改变其家庭能源消费的偏好与习惯^[52]，与本地经营农户相比，已率先完成了能源消费的转型升级，无需再通过多样化非农生计策略的中介路径。

值得关注的是，与本地经营组不同，在外务工组中，金融资本与自然资本都相对较低的农户采取多样化非农生计策略程度会

越高。这亦反映出了一个有趣的现象：农户在面对自然资本贫乏的境况下，如果家中拥有较为良好的金融资本条件支撑，或政府能够提供资金支持补充金融资本来源，这时农户宁愿选择在本地发展多元化经营而非背井离乡外出务工，体现出了一定的乡土依恋情节。

表 4 稳健性检验结果

变量名称		Winsorize 方法			Probit 模型替换		
		回归 1 消费意愿	回归 2 多样化 非农生计策略	回归 3 消费意愿	回归 4 消费意愿	回归 5 多样化 非农生计策略	回归 6 消费意愿
生计资本	人力资本	-0.559 (0.567)	- 0.572*** (0.194)	-0.451 (0.570)	-0.135 (0.322)	- 0.489*** (0.185)	-0.073 (0.324)
	物质资本	1.537*** (0.548)	-0.053 (0.186)	1.543*** (0.550)	0.656** (0.303)	0.022 (0.172)	0.644** (0.303)
	金融资本	5.502*** (0.846)	0.947*** (0.280)	5.316*** (0.850)	3.351*** (0.476)	0.675** (0.266)	3.272*** (0.477)
	社会资本	-0.040 (0.406)	0.252* (0.131)	-0.094 (0.408)	0.048 (0.228)	0.284** (0.131)	-0.001 (0.230)
	自然资本	1.602*** (0.600)	- 0.791*** (0.206)	1.766*** (0.606)	1.254*** (0.340)	- 0.868*** (0.196)	1.399*** (0.342)
多样化非农 生计策略	非农 生计 多样化 指数	—	—	0.219** (0.098)	—	—	0.164*** (0.057)
控制变量		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		-2.970*** (0.758)	1.510*** (0.256)	-3.290*** (0.774)	-1.752*** (0.418)	1.474*** (0.236)	-1.982*** (0.426)
观测值 PseudoR ²		9080.086	9080.068	9080.089	9920.089	9920.053	9920.095

注：*、**、***分别表示在显著性水平为 10%、5%和 1%下的显著性情况，括号内为系数标准误。

表 5 分样本讨论的中介效应回归结果

变量名称	本地经营	在外务工
------	------	------

		回归 1 消费意愿	回归 2 多样化 非农生计策略	回归 3 消费意愿	回归 4 消费意愿	回归 5 多样化 非农生计策略	回归 6 消费意愿
生计资本	人力资本	-0.813 (0.925)	-0.561* (0.326)	-0.545 (0.949)	0.296 (0.678)	0.154 (0.163)	0.277 (0.679)
	物质资本	-0.014 (0.851)	0.022 (0.300)	-0.016 (0.865)	1.907*** (0.641)	-0.034 (0.152)	1.917*** (0.642)
	金融资本	5.724*** (1.291)	1.400*** (0.439)	4.995*** (1.314)	5.212*** (1.060)	-0.695*** (0.246)	5.290*** (1.067)
	社会资本	0.468 (0.655)	0.266 (0.234)	0.364 (0.671)	0.008 (0.473)	-0.031 (0.116)	0.012 (0.473)
	自然资本	2.578*** (0.951)	-1.019*** (0.331)	3.253*** (0.987)	1.785** (0.728)	-0.370** (0.177)	1.824** (0.731)
多样化非农生计策略	非农生计 多样化指数	—	—	0.596*** (0.152)	—	—	0.109 (0.167)
控制变量		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		-2.052* (1.188)	1.070** (0.422)	-2.746** (1.2235)	-3.774*** (0.890)	1.726*** (0.208)	-3.970*** (0.942)
观测值 PseudoR ²		3760.141	3760.107	3760.172	6160.074	6160.037	6160.075

注：*、**、***分别表示在显著性水平为 10%、5%和 1%下的显著性情况，括号内为系数标准误。

4 讨论

4.1 关于中介机制效果的进一步讨论

以农户多样化非农生计策略作为中介变量的实证结果表明，多样化非农生计策略的中介机制在自然资本以及金融资本对农户清洁能源消费意愿的影响中显著，而在其他的生计资本维度中，物质资本虽然对农户清洁能源消费意愿有正向影响，但似乎并不适用于多样化非农生计策略作为中介的影响路径。究其原因，本文推测可能是物质资本较为丰富的农户家庭生活质量较高，生活用能条件较好，能够为其能源转型升级提供有利的硬件支持，无需通过多样化非农生计策略的调整以实现清洁能源消费。因而，强化与清洁能源利用相关的基础设施建设也是助力农村居民改善生活条件、走出能源贫困的一项重要举措。

4.2 关于中介机制在现实应用中的思考

伴随着我国城市化进程的加快，大量农村年轻劳动力向城市迁移，使得农村人口老龄化现象突出。失去主要劳动力的农村家庭大多选择流转出自有土地，改变经营模式而谋求生计。自然资本的减少、产业结构的调整也同时推动了农户生计策略上的变革，家庭生计方式由“农业主导”向“非农主导”转变，通过外出务工等更加多元化的非农方式，以维持家庭的可持续生计。只有在生活质量得到基本满足的前提下，农户才有可能追求更高的能源消费尝试，这也是多样化非农生计策略能够作为生计资本

对清洁能源消费意愿影响的中介意义所在。这一论点与孙威等^[8]在研究云南怒江农村能源贫困问题时提出的观点不谋而合，即能源扶贫政策需要与促进区域可持续发展和农户生计资产改善的配套政策相结合，这也为农村清洁能源推广政策的制定提供了新的方向。

5 结论与启示

本文以湖北省 992 个农户样本对生物天然气的消费意愿为例，通过构建“生计资本禀赋—生计策略选择—农户清洁能源消费意愿”分析框架，探究不同维度生计资本对农户清洁能源消费意愿的影响，以及多样化非农生计策略在影响中发挥的中介机制。主要结果发现：

(1) 农户生计资本中物质资本、金融资本和自然资本对农户清洁能源消费意愿具有显著的正向促进作用，然而人力资本与社会资本的影响却并不显著。

(2) 多样化非农生计策略作为中介变量，能够改变生计资本中金融资本、自然资本对使用农户清洁能源消费意愿的影响程度。具体表现在，生计资本中金融资本较高但自然资本较低的农户通过采取多样化非农型生计策略，改变非农生计的多样化程度，以此增加其对清洁能源的消费意愿。当根据农户生计活动地点划分本地经营与在外务工农户样本讨论后，这种中介效应机制在本地经营农户样本中显著，而在外务工农户样本中无明显影响。

基于此，结合对中介机制效果以及在现实应用中的讨论，为进一步扩大清洁能源在村域范围的使用，实现农村能源消费结构转型的目标，建设生态优先的低碳绿色发展之路，本文分别从农村清洁能源推广和农户生计发展角度提出以下几点政策启示：

(1) 加强清洁能源基础设施建设，重视能源入户的相关服务环节。政府可以组织建设清洁能源示范工程，有条件地发展清洁能源相关产业，以提高清洁能源在村域范围的普及程度。与此同时，建立健全农村清洁能源服务体系，帮助改善农户生活用能基本条件，保障农户用能质量。

(2) 能源政策与农户生计改善相对接，同步实现农户能源消费转型。解决农村用能差、用能难等能源贫困问题的内部核心在于提升农户的生计水平，政策需要兼顾能源可持续与农户生计可持续发展的共同发展。对于生计资本禀赋较弱，如家庭物质和经济条件较为困难的农户，政府可选择给予一定的资金补贴以降低其消费清洁能源的门槛。此外，政府需要重视农户生计策略的多样化与非农化发展，并且在满足农户“离土不离乡”愿望的同时，为其创造更多的生计来源，提供清洁能源消费的内生动力。例如对于自然资本较低的失地农户，可以给予更多的本地就业机会，帮助农户实现生计的非农转变与能源消费的同步转型升级。

参考文献：

[1] 崔晓利. 中国能源大数据报告(2018)——我国能源发展概述[EB/OL](2018-08-07)[2020-07-28]. <http://news.bjx.com.cn/html/20180807/918786.shtml>.

[2] 丛宏斌, 赵立欣, 王久臣, 等. 中国农村能源生产消费现状与发展需求分析[J]. 农业工程学报, 2017, 33(17): 224-231.

[3] 石元春, 程序, 朱万斌. 当前中国生物质能源发展的若干战略思考[J]. 科技导报, 2019, 37(20): 6-11.

[4] 赵雪雁, 陈欢欢, 马艳艳, 等. 2000-2015 年中国农村能源贫困的时空变化与影响因素[J]. 地理研究, 2018, 37(6): 1115-1126.

-
- [5]滕玉华,刘长进,陈燕,等.基于结构方程模型的农户清洁能源应用行为决策研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(9):186-195.
- [6]PATRICK N,MORGAN B,VIJAY M.Measuring energy poverty:Focusing on what matters [J].Renewable and Sustainable Energy Reviews,2012,16:231-243.
- [7]DOUGLAS F B,ROBERTY V D,WILLEM F.Tackling the rural energy problem in developing countries[J].Finance &Development,1997,34(2):11-15.
- [8]孙威,韩晓旭,梁育填.能源贫困的识别方法及其应用分析——以云南省怒江州为例[J].自然资源学报,2014,29(4):575-586.
- [9]李慷,刘春锋,魏一鸣.中国能源贫困问题现状分析[J].中国能源,2011,33(8):31-35.
- [10]PACHAURI S,MUELLER A,KEMMLER A,et al.On measuring energy poverty in Indian households[J].World Development,2004,32:2083-2104.
- [11]CHERNI J A,HILL Y.Energy and policy providing for sustainable rural livelihoods in remote locations:The case of Cuba[J].Geoforum,2009,40(4):645-654.
- [12]蔡亚庆,仇焕广,王金霞,等.我国农村户用沼气使用效率及其影响因素研究——基于全国五省调研的实证分析[J].中国软科学,2012(8):58-64.
- [13]彭新宇,高雷.农村贫困地区沼气采纳决策的影响因素实证研究[J].系统工程,2014,32(8):137-142.
- [14]仇焕广,严健标,李登旺,等.我国农村生活能源消费现状、发展趋势及决定因素分析——基于四省两期调研的实证研究[J].中国软科学,2015(11):28-38.
- [15]史清华,彭小辉,张锐.中国农村能源消费的田野调查——以晋黔浙三省 2253 个农户调查为例[J].管理世界,2014(5):80-92.
- [16]刘长进,滕玉华,张轶之.农村居民清洁能源应用意愿与行为一致性分析——基于江西省的调查数据[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2017,18(6):13-19.
- [17]秦青,马奔,贺超,等.基于生计资本的农户能源消费结构差异性研究——以陕、川、滇 3 省农户为例[J].经济问题,2017(8):78-82.
- [18]DFID.Sustainable Livelihoods Guidance Sheets[M].London:Department for International Development,2001:1-10.
- [19]李鑫,杨新军,陈佳,等.基于农户生计的乡村能源消费模式研究——以陕南金丝峡乡村旅游地为例[J].自然资源学报,2015,30(3):384-396.

-
- [20]赵雪雁,李巍,杨培涛,等.生计资本对甘南高原农牧民生计活动的影响[J].中国人口·资源与环境,2011,21(4):111-118.
- [21]王成超,杨玉盛.基于农户生计策略的土地利用/覆被变化效应综述[J].地理科学进展,2012,31(6):792-798.
- [22]BLOCK S,WEBB P.The dynamics of livelihood diversification in post-famine Ethiopia[J].Food Policy,2001,26(4):333-350.
- [23]赵雪雁.生计方式对农户生活能源消费模式的影响——以甘南高原为例[J].生态学报,2014,35(5):1610-1619.
- [24]WANG K R,WU J Y,WANG R,et al.Analysis of residents' willingness to pay to reduce air pollution to improve children's health in community and hospital settings in Shanghai,China[J].Science of the Total Environment,2015,533:283-289.
- [25]张童朝,颜廷武,何可,等.资本禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J].中国人口·资源与环境,2017,27(8):78-89.
- [26]甘宇.农民工家庭的返乡定居意愿——来自574个家庭的经验证据[J].人口与经济,2015(3):68-76.
- [27]肖运来,顾莉萍,张宏伟.贫困、能源与环境:贫困县农村炊事能源使用分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2010(5):36-42.
- [28]郭铖,魏枫.社会资本对农户技术采纳行为的影响[J].管理学报,2015,28(6):30-38.
- [29]LIPION M.The theory of the optimizing peasant[J].Journal of Development Studies,1968,4(3)
- [30]何仁伟,李光勤,刘邵权,等.可持续生计视角下中国农村贫困治理研究综述[J].中国人口·资源与环境,2017,27(11):69-85.
- [31]张敬飒,吴文恒,朱虹颖,等.不同生计方式农户生活能源消费行为及其影响因素[J].水土保持通报,2016,36(6):265-271.
- [32]陈良敏,丁士军,陈玉萍.农户家庭生计策略变动及其影响因素研究——基于CFPS微观数据[J].财经论丛,2020(3):12-21.
- [33]苏芳,蒲欣冬,徐中民,等.生计资本与生计策略关系研究——以张掖市甘州区为例[J].中国人口·资源与环境,2009,19(6):119-125.
- [34]郭秀丽,周立华,陈勇,等.生态政策作用下农户生计资本与生计策略的关系研究——以内蒙古自治区杭锦旗为例[J].中国农业资源与区划,2018,39(11):34-41.
- [35]马聪,刘黎明,任国平,等.快速城镇化地区农户生计策略与土地利用行为耦合协调度分析[J].农业工程学报,2018,34(14):249-256.

-
- [36]马志雄,张银银,丁士军.失地农户生计策略多样化研究[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016,15(3):54-62.
- [37]FANG Y,FAN J,SHEN M,et al.Sensitivity of livelihood strategy to livelihood capital in mountain areas: Empirical analysis based on different settlements in the upper reaches of the Minjiang River,China[J].Ecological Indicators,2014,38:225-235.
- [38]SHARP K.Measuring destitution:Integrating qualitative and quantitative approaches in the analysis of survey data[J].Institute of Development Studies,2003:217-234.
- [39]黎洁,李亚莉,邵秀军,等.可持续生计分析框架下西部贫困退耕山区农户生计状况分析[J].中国农村观察,2009(5):29-38,96.
- [40]袁梁,张光强,霍学喜.生态补偿、生计资本对居民可持续生计影响研究——以陕西省国家重点生态功能区为例[J].经济地理,2017,37(10):188-196.
- [41]刘彬彬,陆迁,李晓平.社会资本与贫困地区农户收入——基于门槛回归模型的检验[J].农业技术经济,2014(11):40-51.
- [42]SCOONES I.Sustainable rural livelihoods:A frame-work for analysis[R].IDS Working Paper,Brighton: Institute of Development Studies,1998
- [43]伍艳.生计资本视角下农户稳定脱贫的动态测度[J].华南农业大学学报(社会科学版),2020,19(2):51-59.
- [44]张钦,赵雪雁,王亚茹,等.高寒生态脆弱区农户对气候变化的适应需求——以甘南高原为例[J].生态学报,2017,37(5):1688-1698.
- [45]郭秀丽,周立华,陈勇,等.农户对生态环境变化的适应能力及驱动因子——以内蒙古自治区杭锦旗为例[J].生态学报,2018,38(21):7629-7637.
- [46]ARELLANESP,LEED R.The determinants of adoption of sustainable agriculture technologies:Evidence from the hillsides of Honduras[A].Proceeding of the 25th International Conference of Agricultural Economists(ICAIE)[C].2003:16-22.
- [47]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.
- [48]PENG W Y,HISHAM Z,PAN J H.Household level fuel switching in rural Hubei[J].Energy for Sustainable Development,2010,14(3):238-244.
- [49]王效华,冯祯民,包信峰,等.江苏扬中农村家庭生活用能和能源消费的研究[J].农业工程学报,1998(1):3-5.
- [50]汪海波,辛贤.农户采纳沼气行为选择及影响因素分析[J].农业经济问题,2008(12):79-85.
- [51]李芬妮,张俊飏,何可,等.归属感对农户参与村域环境治理的影响分析——基于湖北省1007个农户调研数据[J].长江

流域资源与环境, 2020, 29 (4) :1027-1039.

[52] 邵秀军. 西部山区农户薪材消费的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011 (7) :85-91, 96.

注释:

1 湖北统计局, <http://data.hb.stats.cn/home.aspx>

2 发改能源规[2019]1895 号. 关于促进生物天然气产业化发展的指导意见[EB/OL]. <https://www.ndrc.gov.cn>, 2019-12-04.

3 农户从事的非农生计活动将根据行业类型, 划分为制造业、建筑业、交通运输业、批发零售业、住宿餐饮业、居民服务业和其他服务业以及其他行业共计七大类.

4 村规民约是为维护本村的社会秩序、社会公德、村风民俗、精神文明建设等方面制定的一种规章制度, 是村庄环境建设的体现, 对村民行为具有影响和约束作用. 使用清洁能源是农户环保行为的体现, 因而村规民约的存在可能对清洁能源在农村的推广以及农户清洁能源消费产生正向积极促进作用.

5 调研地区按照地形划分为平原、丘陵以及山地, 本次研究最终筛选得到的农户数据样本中并未出现居住在山地地形样本, 故而此处只对平原与丘陵地形进行虚拟变量的设置.

6 检验的结果拒绝了原假设, 因而此处不符合使用该模型的前提规则, 在这里仅考虑用 OLS 方法就原模型进行估计.